

Dynamique et hétérogénéité de l'emploi en déséquilibre

Pascal Jacquinot et F. Mihoubi

Volume 72, numéro 2, juin 1996

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/602200ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/602200ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Jacquinot, P. & Mihoubi, F. (1996). Dynamique et hétérogénéité de l'emploi en déséquilibre. *L'Actualité économique*, 72(2), 113–148.
<https://doi.org/10.7202/602200ar>

Résumé de l'article

Pour rendre compte à un niveau macroéconomique des hétérogénéités qui caractérisent le marché du travail, la démarche la plus indiquée est l'agrégation par intégration des micromarchés en déséquilibre. Afin d'enrichir la structure dynamique de ce modèle d'équilibre avec rationnements quantitatifs, nous incluons des variables latentes retardées dans les équations d'offre ou de demande de travail ainsi que les rationnements passés dans l'équation de salaire. À la lumière des derniers développements proposés par Laroque et Salanié (1993), l'estimation de ce type de modèle est désormais envisageable. Leur méthode repose sur une extension du pseudo-maximum de vraisemblance simulé au cas dynamique.

Notre objectif est, d'une part, d'étudier l'emploi en déséquilibre et la formation des salaires et d'autre part, de tester l'existence de micromarchés. L'application sur données macroéconomiques trimestrielles françaises met en évidence les résultats suivants. L'hypothèse d'existence de micromarchés ne semble pas rejetée. Néanmoins, depuis la fin des années 70, la contribution de l'imparfaite réallocation entre micromarchés à la montée du chômage se serait réduite. En outre, des effets de report dynamiques semblent affecter la demande de travail et les déséquilibres à la fois présents et passés pèseraient sur la croissance des salaires.

DYNAMIQUE ET HÉTÉROGÉNÉITÉ DE L'EMPLOI EN DÉSÉQUILIBRE *

Pascal JACQUINOT

Banque de France

D.G.E.

S.E.M.E.F.

Université de Paris I

C.E.M.E.

F. MIHOUBI

C.R.E.S.T.

Université de Paris I

C.E.M.E.

RÉSUMÉ – Pour rendre compte à un niveau macroéconomique des hétérogénéités qui caractérisent le marché du travail, la démarche la plus indiquée est l'agrégation par intégration des micromarchés en déséquilibre. Afin d'enrichir la structure dynamique de ce modèle d'équilibre avec rationnements quantitatifs, nous incluons des variables latentes retardées dans les équations d'offre ou de demande de travail ainsi que les rationnements passés dans l'équation de salaire. À la lumière des derniers développements proposés par Laroque et Salanié (1993), l'estimation de ce type de modèle est désormais envisageable. Leur méthode repose sur une extension du pseudo-maximum de vraisemblance simulé au cas dynamique.

Notre objectif est, d'une part, d'étudier l'emploi en déséquilibre et la formation des salaires et d'autre part, de tester l'existence de micromarchés. L'application sur données macroéconomiques trimestrielles françaises met en évidence les résultats suivants. L'hypothèse d'existence de micromarchés ne semble pas rejetée. Néanmoins, depuis la fin des années 70, la contribution de l'imparfaite réallocation entre micromarchés à la montée du chômage se serait réduite. En outre, des effets de report dynamiques semblent affecter la demande de travail et les déséquilibres à la fois présents et passés pèseraient sur la croissance des salaires.

* Nous tenons à remercier Messieurs C. Gouriéroux, P.-Y. Hénin, J.-P. Laffargue, G. Laroque, B. Salanié, H. Sneessens et deux rapporteurs anonymes pour leurs remarques et suggestions. Bien entendu, les éventuelles erreurs restent nôtres.

Ce document reflète les idées personnelles de leurs auteurs et n'expriment pas nécessairement la position de la Banque de France ou du Ministère du Travail, de l'Emploi et de la Formation Professionnelle.

ABSTRACT – The heterogeneity that characterizes the labour market is taken into account by the aggregation of micro-markets disequilibria. In order to get a more realistic dynamic structure, lagged latent variables are included in labour demand, labour supply and wage equations. Such a model is estimated by the recent method proposed by Laroque and Salanié (1993). They suggest an extension of the simulated pseudo-maximum likelihood method to dynamic cases.

Our aim is first, to study in a disequilibrium framework the unemployment and the wage setting process and second, to test the existence of micro-markets. The application of this model to French quarterly data gives the following results. The hypothesis of micro-markets could not be rejected. Nevertheless, since the end of the 70's, the contribution of the imperfect reallocation between micro-markets to the unemployment rise has decreased. Furthermore, intertemporal spillover effects seem to rather concern the labour demand whereas present and past disequilibria would affect the wage formation.

INTRODUCTION

Les deux développements majeurs, durant les années 80, de l'économétrie des modèles d'équilibre avec rationnements quantitatifs sont, sans conteste, d'une part, la prise en compte, au niveau macroéconomique, des disparités entre chaque micromarché et d'autre part, les tentatives pour introduire une structure dynamique portant à la fois sur les variables observables et les variables latentes.

Pour rendre compte à un niveau macroéconomique de l'hétérogénéité qui caractérise le marché du travail dans la modélisation de l'emploi, la démarche la plus indiquée est l'agrégation par intégration de micromarchés en déséquilibre. Dans ce cadre, l'emploi diffère sensiblement de celui où le marché du travail est considéré comme un marché homogène : la « condition du min » s'applique à chaque marché homogène. En d'autres termes, l'échange est réalisé sur le côté court de chaque micromarché et non pas sur le côté court de l'ensemble du marché du travail. Outre des transitions d'un régime à un autre moins heurtées, cette formalisation permet d'extraire la composante structurelle du chômage, imputable à une imparfaite réallocation des déséquilibres entre les micromarchés.

S'agissant de la structure dynamique des modèles d'équilibre avec rationnements quantitatifs, il semble judicieux d'inclure des variables latentes retardées dans les équations d'offre ou de demande ainsi que les rationnements passés dans les équations de prix ou de salaire. De telles spécifications permettent de tenir compte d'éventuels effets de report dynamiques, d'ajustements progressifs des offres et demandes effectives vers leurs niveaux notionnels ou de l'influence des déséquilibres passés sur la formation des salaires et des prix. Mais les variables latentes sont, par définition, inobservables et l'estimation d'un tel modèle par le maximum de vraisemblance conduit à une expression analytique de la vraisemblance inextricable¹. Les diverses tentatives réalisées pour pallier cette difficulté

1. Lee (1984) donne l'expression de la vraisemblance. Elle comporte une intégrale multiple de dimension égale au nombre d'observations, donc difficilement évaluable.

(Laffont et Monfort, 1979 ; Dagenais, 1980 ; Orsi, 1982) nécessitent l'adoption d'hypothèses restrictives visant à éliminer la ou les variables latentes retardées (généralement une équation d'ajustement dépourvue d'un terme d'erreur spécifique est adjointe au modèle).

À la lumière des derniers développements proposés par Laroque et Salanié (1993), l'estimation de ce type de modèle est désormais envisageable. Leur méthode repose sur une extension du pseudo-maximum de vraisemblance simulé. Au lieu de fournir l'expression exacte des différents moments, cette méthode consiste à simuler dynamiquement les différents moments du pseudo-modèle. L'extension de cette méthode d'estimation aux modèles de déséquilibre en présence de micromarchés ne pose pas de difficultés particulières.

Ce travail, reprenant les travaux de Jacquinot et Mihoubi (1992), s'inscrit dans cette perspective. Notre objectif est d'étudier l'emploi en déséquilibre et la formation des salaires ainsi que de tester l'existence de micromarchés, entre lesquels les déséquilibres ne se compensent pas². Le second objectif est d'appliquer la méthode élaborée par Laroque et Salanié (1993) aux équations d'emploi, afin de retenir une spécification de la dynamique plus réaliste.

La première et la deuxième partie sont consacrées à une brève présentation de l'agrégation de micromarchés en déséquilibre et du modèle. La troisième partie, s'attache à la présentation de la méthode d'estimation. Enfin, les résultats des estimations en déséquilibre sont présentés dans la dernière partie. L'application sur données macroéconomiques trimestrielles françaises (sur la période allant de 1965 à 1989) met en évidence les résultats suivants. D'une part, l'hypothèse d'existence de micromarchés ne semble pas rejetée. Néanmoins, la part du chômage structurel (dû à une imparfaite adéquation entre la structure de l'offre et celle de la demande) dans l'ensemble du chômage se serait réduite depuis la fin des années 70. D'autre part, des effets de report dynamiques semblent affecter la demande de travail et les déséquilibres à la fois présents et passés pèseraient sur la croissance des salaires.

1. LE MODÈLE

1.1 *L'agrégation des micromarchés*

Un micromarché peut être défini comme l'entité élémentaire où est échangé un bien homogène et où tous les acteurs peuvent se rencontrer. Sur le marché du travail, la distinction entre micromarchés résulte des disparités de localisation spatiale, de qualification, de sexe ou d'âge, etc... Pris individuellement, un micromarché peut être en situation de déséquilibre. À un niveau agrégé, ces

2. On entend par « tester l'existence de micromarchés », le fait de vérifier si les simplifications apportées par l'hypothèse d'un marché parfaitement homogène, exempt de frictions, peuvent être appliquées au marché du travail. Ce n'est pas tant l'existence d'hétérogénéités sur le marché du travail qui est testée, mais bien plus la possibilité de simplifier le modèle initial.

déséquilibres ne se compensent que partiellement. Ainsi, à la différence des modèles de déséquilibre canoniques, des micromarchés en situation de sous-emploi peuvent coexister avec des micromarchés en situation de pénurie de main-d'œuvre.

Notre analyse portant sur des données macroéconomiques, nous devons introduire certaines hypothèses sur l'agrégation des variables exogènes et des termes résiduels des différents micromarchés. À cet effet, nous retenons les hypothèses proposées par Laroque et Salanié (1989).

Ainsi, les variables exogènes sont supposées distribuées uniformément et dans des proportions identiques sur les différents micromarchés. Les variables de prix et de coût correspondent sur chaque micromarché à celles observées au niveau agrégé. Les variables de flux comme de stock sont, pour leur part, déterminées à leurs niveaux moyens. Seules les perturbations $u_t^{s_i}$ et $u_t^{d_i}$ caractérisent la spécificité de chaque micromarché, au nombre de M . À un niveau agrégé, l'activité salariée L_t est de la forme :

$$L_t = \sum_{i=1}^M \text{Min}\left(\frac{L_t^d}{M} + u_t^{d_i}, \frac{L_t^s}{M} + u_t^{s_i}\right)$$

où les exposants d et s caractérisent respectivement la demande et l'offre.

Cette dernière hypothèse peut paraître excessive, mais demeure néanmoins nécessaire pour ne pas obérer la généralité de notre propos. Nous situant à un niveau macroéconomique, nous ne disposons pas d'informations *a priori* sur les véritables origines de la segmentation du marché du travail en micromarchés. De même, nous supposons un cloisonnement total entre les micromarchés. La prise en compte d'effets de reports entre micromarchés apporterait certes une plus grande généralité, mais l'ampleur de ces effets de reports ne pourrait alors pas être identifiée dans l'expression de la transaction au niveau agrégé (Gouriéroux et Laroque, 1985).

Les termes aléatoires sont supposés décomposables entre éléments sectoriels et agrégés. Ils sont, en outre, indépendamment, identiquement et normalement distribués sur les différents micromarchés. D'où :

$$u_t^{s_i} = \frac{1}{M}(\sigma^s \eta_t + \tau^s \eta_i)$$

$$u_t^{d_i} = \frac{1}{M}(\sigma^d \epsilon_t + \tau^d \epsilon_i)$$

où σ^s et σ^d représentent les écarts-types temporels et τ^d et τ^s les écarts-types liés aux micromarchés. Les résidus sont, quant à eux, supposés normalement distribués, non corrélés et non autocorrélés.

Pour un continuum de micromarchés (M tend vers l'infini), l'espérance de l'emploi est de la forme suivante (Gouriéroux, Laffont et Monfort, 1984) :

$$L_t = L_t^s \Phi \left(\frac{L_t^d + \sigma^d \varepsilon_t - L_t^s - \sigma^s \eta_t}{\tau} \right) + L_t^d \left[1 - \Phi \left(\frac{L_t^d + \sigma^d \varepsilon_t - L_t^s - \sigma^s \eta_t}{\tau} \right) \right] - \tau \phi \left(\frac{L_t^d + \sigma^d \varepsilon_t - L_t^s - \sigma^s \eta_t}{\tau} \right) \quad (1)$$

avec $\tau = \sqrt{\tau^s + \tau^d}$, Φ et ϕ respectivement la fonction de répartition et la fonction de densité de la loi normale.

La fragmentation du marché du travail entre différents micromarchés, pouvant être simultanément en situation d'excès d'offre et de demande, aboutit à un niveau de l'emploi agrégé inférieur à celui résultant d'une parfaite réallocation entre les différents micromarchés ($\tau^s = \tau^d = 0$). Nous obtenons alors :

$$L_t < L_t^{CAN}$$

avec :

$$L_t^{CAN} = \text{Min}(L_t^d + \sigma^d \varepsilon_t, L_t^s + \sigma^s \eta_t) \quad (2)$$

l'emploi dans un modèle de déséquilibre canonique (sous l'hypothèse de parfaite réallocation entre micromarchés).

L'écart entre ces deux grandeurs correspond aux offres ou demandes de travail non satisfaites ($L_t^{CAN} - L_t$) dues à une réallocation imparfaite entre les différents micromarchés. Nous parvenons alors à une décomposition entre le chômage structurel et les autres composantes du chômage.

Le chômage et les emplois vacants imputables à la présence de micromarchés ne peuvent être réduits par une politique économique à un niveau agrégé. En effet, toute politique économique agrégée est sans incidence sur le caractère imparfait des réallocations entre micromarchés. À ce titre, nous pouvons qualifier ce chômage et ces emplois vacants de structurels. Ce chômage ne peut être confondu avec un chômage frictionnel. Le chômage structurel et le chômage frictionnel peuvent exister sur un même micromarché, mais à la différence du chômage frictionnel, le chômage structurel a une contrepartie exacte en termes d'emplois vacants sur les autres micromarchés. Le modèle ainsi décrit conduit à identifier la composante structurelle du chômage.

1.2 Le modèle

1.2.1 L'emploi

Le modèle retenu au niveau agrégé est de la forme :

$$L_t^d = f^d \left(\frac{W_t(1+T_E)}{P_t}, K_t \right) \quad (3)$$

$$L_t^s = f^s \left(\frac{W_t(1-T_S)}{Pc_t}, POP_t, \frac{W_t^r}{Pc_t} \right) \quad (4)$$

$$L_t^i = \text{Min}(L_t^d + u_t^{i^d}, L_t^s + u_t^{i^s}) \quad (5)$$

$$L_t = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M L_t^i \quad (6)$$

avec L : l'activité salariée ;

W : le salaire brut ;

T_E : le taux de cotisation employeur ;

P : le prix du PIB ;

K : le stock de capital ;

T_S : le taux de cotisation salarié ;

Pc : le prix de consommation ;

POP : activité potentielle (produit de la population active et du nombre d'heures hebdomadaires travaillées) ;

W^r : le salaire de réservation.

L'équation de demande de travail (équation 3) repose sur l'hypothèse traditionnelle de maximisation du profit de l'employeur, dans un univers de concurrence imparfaite. Le coût réel du travail, évalué au prix du PIB³, a un impact dépressif sur la demande de travail. Il convient de noter que le stock de capital est préféré pour ses propriétés d'exogénéité à court terme à la valeur ajoutée fréquemment utilisée dans les études économétriques. La décision de production ne peut, en effet, être légitimement dissociée à court terme de celle sur le niveau d'emploi comme le soulignent Andrews et Nickell (1986). Les plans d'investissement se situant pour leur part dans une perspective de moyen/long terme, l'hypothèse d'exogénéité du stock de capital à court terme ne semble pas trop contraignante.

L'équation d'offre de travail (équation 4) fait intervenir l'écart du salaire réel au pouvoir d'achat du salaire de réservation. Là encore, pour des considérations d'exogénéité, la population active « au sens démographique » (ensemble de la population de 16 à 65 ans) est retenue en lieu et place de la population active au sens économique (somme des effectifs salariés et non salariés, des chômeurs inscrits et des militaires du contingent). La population active ne doit pas, en effet, intégrer les flexions sur le marché de l'emploi.

3. Pour des raisons de disponibilité statistique sur l'ensemble de la période 1964-1989, le prix du PIB est utilisé afin d'approximer le prix de la valeur ajoutée.

Le salaire de réservation difficilement observable dépend de divers facteurs (le salaire de remplacement, les revenus non salariaux, la préférence pour les loisirs, etc...). Il peut être approximé par au moins deux variables : la productivité de plein-emploi et les revenus non salariaux nets de l'épargne par tête.

Comme Layard et Nickell (1985), nous pouvons supposer qu'à long terme, le salaire de réservation déflaté par le prix de consommation évolue en phase avec la productivité du travail. Mais cette hypothèse a l'inconvénient de violer l'hypothèse d'exogénéité du salaire de réservation. Nous retenons, alors, la productivité de plein-emploi qui est définie en référence à la population active. Cette approximation du salaire de réservation diffère profondément de celle obtenue avec la productivité du travail. Le salaire de réservation approximé par la productivité de plein-emploi s'analyse, en effet, comme le salaire qui incite l'ensemble de la population active à se porter sur le marché du travail. Une augmentation de la productivité de plein-emploi conduit à un accroissement des prétentions salariales des offreurs et, pour un salaire réel inchangé, a un effet dépressif sur l'offre de travail.

La productivité de plein-emploi est évaluée en rapportant la production de plein-emploi (y_{pop}) à l'activité potentielle. La production de plein-emploi est définie comme la production résultant d'une pleine utilisation des capacités productives. La productivité de plein emploi est alors de la forme :

$$(y_{pop} - pop) = (1 - \alpha)(k - pop) + a_t$$

en notant en minuscule les variables exprimées en logarithme, avec a_t le progrès technique et α le coefficient technique issu d'une fonction de production de type Cobb-Douglas. Le progrès technique peut être approximé par la productivité globale des facteurs.

$$a_t = (1 - \alpha)(y - k) + \alpha(y - l).$$

Cette dernière variable enregistre de fortes variations cycliques difficilement conciliables avec son caractère théoriquement exogène. Ces variations cycliques sont principalement imputables à la productivité du capital qui est étroitement corrélée avec le taux d'utilisation des capacités de production. L'instrument de productivité de plein-emploi, obtenu en retranchant le taux d'utilisation des capacités de production à la productivité du capital, n'incorpore plus les fortes variations cycliques de la productivité apparente du capital.

Les revenus non salariaux nets de l'épargne par tête peuvent aussi être utilisés pour approcher le salaire de réservation. Si nous supposons qu'un salarié arbitre entre consommation et loisir, sa fonction d'utilité, notée $U^i(C_t^i, L_t^i)$, peut prendre la forme :

$$U^i(C_t^i, L_t^i) = \beta \ln(C_t^i) + (1 - \beta) \ln(T - L_t^i)$$

avec β un coefficient mesurant la préférence du salarié pour la consommation, C_t^i la consommation du salarié, T le temps total à sa disposition et donc $T - L_t^i$ le temps de loisir. Le programme du salarié est alors de la forme :

$$\max_{C_t^i, L_t^i} U(C_t^i, L_t^i) = \max_{C_t^i, L_t^i} \beta \ln(C_t^i) + (1 - \beta) \ln(T - L_t^i)$$

sous la contrainte de budget simplifiée :

$$C_t^i = \frac{W_t}{P_{C_t}} L_t^i + RNS_t^i - S_t^i$$

avec RNS_t^i les revenus non salariaux et S_t^i l'épargne, tous deux dégonflés par le prix de consommation.

Nous obtenons alors un salaire de réservation approximé par la consommation par tête en l'absence de revenus salariaux, soit encore, sous forme logarithme à un terme constant près :

$$w_t^r - pc_t = \ln \left(\frac{RNS_t - S_t}{POP_t} \right)$$

2. LA DYNAMIQUE D'AJUSTEMENT

2.1 Les équations d'offre et de demande effectives

Afin de rendre compatible l'évolution des variables latentes (l'offre l^s et la demande l^d de travail) vers une cible de long terme avec des écarts transitoires à cette cible, nous retenons un modèle à correction d'erreur (MCE) de la forme :

$$\begin{aligned} l_t^s &= l_{t-1}^s + \sum_{i=0}^{q^s} \alpha_i^s \Delta x_{t-i}^s + \sum_{i=1}^{q^s} \beta_i^s \Delta l_{t-i}^s + \sum_{i=1}^{q^s} \gamma_i^s \Delta (l_{t-i}^s - l_{t-i}^i) \\ &\quad - \delta^s (l_{t-q^s-1}^s - \theta^s x_{t-q^s-1}^s) + \lambda^s (l_{t-q^s-1}^s - l_{t-q^s-1}^i) + \mu^s \\ l_t^d &= l_{t-1}^d + \sum_{i=0}^{q^d} \alpha_i^d \Delta x_{t-i}^d + \sum_{i=1}^{q^d} \beta_i^d \Delta l_{t-i}^d + \sum_{i=1}^{q^d} \gamma_i^d \Delta (l_{t-i}^d - l_{t-i}^i) \\ &\quad - \delta^d (l_{t-q^d-1}^d - \theta^d x_{t-q^d-1}^d) + \lambda^d (l_{t-q^d-1}^d - l_{t-q^d-1}^i) + \mu^d \end{aligned}$$

avec q^i , $i = s, d$ le nombre de retards retenu pour les termes de rappel et de rationnement passé et x_t^i les variables exogènes.

Une telle spécification n'est pas usuelle dans les modèles de déséquilibre. Elle intègre deux effets : un mécanisme à correction d'erreur et un effet report dynamique.

Le mécanisme à correction d'erreur relie à long terme la variable latente (offre et demande effectives) à la quantité notionnelle. Les coefficients δ^s et δ^d associés aux termes de rappel permettent de mesurer l'ampleur des mécanismes de retour à la cible de long terme. Ainsi, dans notre cas, la demande effective converge progressivement vers la demande notionnelle, et n'est plus, comme il est d'usage dans la littérature sur le déséquilibre, déterminée par une moyenne pondérée de la demande notionnelle contemporaine et de l'emploi constaté à la période précédente. Une spécification de type MCE sur la demande de travail intègre donc l'inertie inhérente au comportement d'embauche ou de licenciement. Le même raisonnement s'applique au comportement d'offre. Les modifications du taux de participation sont là encore marquées par une forte inertie.

L'effet de report dynamique, dont l'ampleur est mesurée par les paramètres λ^s , λ^d à long terme et γ_i^s , γ_i^d à court terme, correspond à l'incidence des rationnements passés sur l'offre et la demande contemporaines.

Ainsi du côté de la demande, si une entreprise est contrainte par l'offre de travail, deux perspectives s'ouvrent à elle. Elle peut réduire sa production, auquel cas la contrainte perçue sur le marché du travail est reportée sur le marché des biens. Il s'agit alors de l'effet de report traditionnellement modélisé dans les modèles de déséquilibre. Elle peut encore, pour maintenir sa part de marché par exemple, reporter la contrainte issue de l'insuffisance de main-d'œuvre sur son comportement de demande de travail à la période suivante, soit l'effet de report dynamique. Ce mécanisme de report peut transiter par son comportement en matière de stocks : l'entreprise maintient son niveau de production en déstockant. À la période suivante, elle exprimera une demande de travail apte à satisfaire la demande sur le marché des biens, mais aussi suffisante pour reconstituer ses stocks. Au total, la demande de travail correspondra à son niveau notionnel augmenté de la fraction λ^d de la demande insatisfaite à la période précédente.

Les stocks ne constituent pas le seul canal emprunté par les effets de report dynamiques. Ces derniers peuvent aussi transiter par des mécanismes de chômage sélectif. En présence d'une demande de travail qualifiée rationnée, les employeurs peuvent préférer embaucher temporairement des salariés moins qualifiés. Aux périodes suivantes, ces postes resteront ouverts au recrutement de salariés plus qualifiés et donc la demande de travail qualifié sera accrue par rapport à son niveau notionnel. Dès que l'offre de travail qualifié augmente, les salariés moins qualifiés sont remplacés par des salariés plus qualifiés.

Une autre interprétation est aussi envisageable, en supposant que des effets de report dynamiques sont aussi à l'œuvre du côté de la demande sur le marché des biens. La demande de biens insatisfaite est reportée pour partie à la période suivante. La production compatible avec cette demande de biens augmentée n'est réalisable, à moyen terme, qu'au prix d'une demande de travail effective supérieure à son niveau notionnel.

L'offre de travail peut aussi être sujette à des effets de report dynamiques. Une offre de travail rationnée conduit à une réduction de la demande de biens ou

à une augmentation de l'endettement, sous l'hypothèse d'un marché du crédit contraint par la demande. Afin de revenir au niveau de la demande notionnelle de biens ou financer l'endettement, l'offre de travail effective est accrue d'une part λ^s aux périodes suivantes. Concrètement, cet effet se manifeste par un flux net positif d'entrants sur le marché du travail.

Les effets de report dynamiques tels que nous les avons décrits correspondent à un accroissement de l'offre ou la demande si elles étaient rationnées aux périodes précédentes. Des valeurs négatives de λ^d , γ_i^d ou de λ^s , et γ_i^s sont aussi envisageables. Les effets de report dynamiques correspondent alors à des phénomènes de découragement du côté de l'offre de travail. Une période prolongée de chômage peut inciter certains demandeurs d'emploi à se retirer du marché du travail. S'agissant de la demande de travail, un impact négatif des rationnements passés peut résulter d'une substitution du capital au travail.

2.2 L'équation de salaire

2.2.1 Le mode d'ajustement

Pour rendre compte des rigidités nominales, les salaires ne s'ajustant pas complètement aux déséquilibres dans la période, deux démarches sont envisageables. Laffont et Garcia (1977) puis Salanié (1991) proposent un ajustement en dehors de la période en exprimant les prix et les salaires de la période suivante en fonction des déséquilibres contemporains. En revanche, Quandt et Rosen (1986) considèrent des ajustements lents mais intra-périodiques.

Jacquinet et Mihoubi (1992) adoptent un ajustement des salaires aux déséquilibres en dehors de la période en raison des simplifications qu'il apporte dans la phase d'estimation (aucune variable latente retardée n'apparaît dans l'équation de salaire). À présent, nous retenons une forme emboîtant les modèles où les ajustements ont lieu dans la période et ceux s'ajustant en dehors de la période. Une telle forme, pour des valeurs non nulles des coefficients associés aux termes de tension contemporains et retardés, revient à introduire une variable latente retardée supplémentaire dans le modèle.

Le terme de tension sur le marché du travail retenu est le montant du déséquilibre ($L_t^d - L_t^s$). Il est à noter que cette spécification diffère de celle proposée par Quandt et Rosen (1986) où une équation de mesure du chômage est adjointe au modèle. Celle-ci relie le montant du déséquilibre au taux de chômage officiel.

3. LA MÉTHODE D'ESTIMATION

L'estimation d'un tel modèle par le maximum de vraisemblance supposerait la connaissance exacte de sa structure paramétrique. Dans notre cas ceci s'avère ardu voire impossible. La méthode du pseudo-maximum de vraisemblance proposée

par Gouriéroux, Monfort et Trognon (1984), permet de pallier cette difficulté. Cette méthode, semi-paramétrique, ne nécessite pas la connaissance complète du modèle. Seule une connaissance partielle de la structure paramétrique du modèle, en l'occurrence la structure paramétrique des deux premiers moments de la variable endogène est suffisante pour obtenir des estimateurs convergents et asymptotiquement normaux. Ce type de méthode d'estimation s'applique assez naturellement aux modèles dont l'expression analytique de la vraisemblance est inextricable, ce qui est notre cas.

Pour obtenir un estimateur du pseudo-maximum de vraisemblance d'ordre deux, PMV2 (où les deux premiers moments sont modélisés), il suffit de faire l'hypothèse que la variable endogène suit une loi exponentielle quadratique de la forme :

$$f(y, m, \Sigma) = \exp[A(m, \Sigma) + B(y) + C(m, \Sigma)y + y'D(m, \Sigma)y]$$

où m est l'espérance de la variable endogène et Σ sa matrice de variance-covariance. $A(m, \Sigma)$ et $B(y)$ sont deux scalaires tandis que $C(m, \Sigma)$ est un vecteur et $D(m, \Sigma)$ est une matrice carrée. Le pseudo-modèle, spécifié au second ordre, est de la forme :

$$\begin{aligned} y_t &= m(\theta_0, x_t) + u_t \\ E(y_t | x_t) &= m(\theta_0, x_t) \\ V(y_t | x_t) &= g(\theta_0, \sigma_0, x_t) \end{aligned}$$

avec θ_0 et σ_0 les vraies valeurs des paramètres et u_t le terme résiduel.

En pratique, la variable endogène (y_t) ne suit généralement pas une loi exponentielle quadratique. En d'autres termes, malgré l'erreur de spécification sur la loi suivie par la variable endogène, l'estimateur du pseudo-maximum de vraisemblance converge vers la vraie valeur des paramètres.

Pour estimer notre modèle, nous avons adopté l'hypothèse de normalité de la variable endogène. La pseudo-log-vraisemblance à maximiser est alors de la forme :

$$L_t = \sum_{t=1}^T l_t(\theta, \sigma, x_t) = \sum_{t=1}^T -\frac{1}{2} \left\{ \ln(2\pi) + \frac{[y_t - m(\theta, x_t)]^2}{g(\theta, \sigma, x_t)} + \ln(g(\theta, \sigma, x_t)) \right\}$$

Cependant l'expression analytique des deux premiers moments est compliquée. Laroque et Salanié (1989) proposent de remplacer ces expressions analytiques par des approximations obtenues par des simulations de Monte-Carlo. Il s'agit de la méthode du pseudo-maximum de vraisemblance simulé (PMV2S pour la version simulée du PMV2).

Pour étendre cette méthode aux modèles contenant des variables latentes retardées (Laroque et Salanié, 1993), les simulations doivent être dynamiques

(PMV2DS). En outre, la matrice de variance-covariance est biaisée du fait de l'autocorrélation des résidus. Nous devons donc appliquer la correction de Newey et West (1987). L'expression de la matrice de variance-covariance ($\frac{1}{T} J^{-1} I J^{-1}$, avec J la matrice d'information de Fisher) fait intervenir dans I le produit du score qui est alors autocorrélé (nous ne conditionnons pas par rapport aux variables endogènes retardées qu'elles soient latentes ou observées). Pour obtenir un estimateur efficace de la matrice de variance-covariance, Laroque et Salanié (1993) suggèrent de corriger la matrice I avec la méthode non paramétrique de White et Domowitz (1984) avec la pondération (K_s) proposée par Newey et West (1987) pour garantir que la matrice I est semi-définie positive :

$$I = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T E \frac{\partial l_t(\Theta)}{\partial \Theta} \frac{\partial l_t(\Theta)}{\partial \Theta'} + \frac{1}{T} \sum_{s=1}^{c(T)-1} K_s \sum_{t=s+1}^T E \left[\frac{\partial l_t(\Theta)}{\partial \Theta} \frac{\partial l_{t-s}(\Theta)}{\partial \Theta'} + \frac{\partial l_t(\Theta)}{\partial \Theta'} \frac{\partial l_{t-s}(\Theta)}{\partial \Theta} \right]$$

avec $K_s = 1 - \frac{s}{c(T)+1}$ et $c(T) \rightarrow \infty$ moins vite que $T^{1/4}$ et $\Theta = (\theta, \sigma)'$.

4. LES RÉSULTATS EMPIRIQUES

4.1 Les données

Les données utilisées sont extraites de la base de données trimestrielle, couvrant la période 1946-1989, construite par Laroque, Ralle, Salanié et Toujas-Bernate (1990) et portent sur l'ensemble de l'économie. Seules les séries de taux d'utilisation des capacités de production et de population active ne proviennent pas de cette base. Le taux d'utilisation des capacités de production est obtenu par concaténation des comptes nationaux trimestriels en base 70 et 80. La population active correspond à la définition démographique (population âgée de 16 à 65 ans).

4.2 Les estimations par le pseudo-maximum de vraisemblance du modèle comportant des variables latentes retardées

Pour l'ensemble des estimations avec la méthode du pseudo-maximum de vraisemblance, nous avons simulé le modèle en niveau⁴, mais retenu les variables endogènes et leurs différents moments en variation dans l'expression du critère à maximiser. Compte tenu des résultats sur les tests d'intégration (présentés en annexe A) le modèle, ainsi estimé, est stationnaire. Nous évitons ainsi, les écueils

4. Nous nous sommes assurés que le modèle ne divergeait pas lors des simulations en vérifiant sa stabilité (annexe C).

liés à la présence de variables endogènes non stationnaires (non-convergence des estimateurs avec la méthode du PMV2 et absence de normalité asymptotique)⁵.

Pour simuler les différents moments et leurs dérivées, nous avons fixé, dans une première étape, le nombre de tirages à 10, puis, lorsque l'algorithme a convergé, nous nous sommes assurés de la robustesse de nos résultats en réestimant nos équations avec 20 tirages. Pour l'ensemble des résultats, les modifications dues au passage de 10 à 20 tirages ne sont que marginales (environ 3 % à 5 % sur les valeurs des paramètres et leurs écarts-types)⁶.

L'existence de relations coïntégrantes tant sur l'équation d'offre que de demande (annexe A), suggère une relation suivant un mode d'ajustement MCE avec un écart à la cible stationnaire.

La forme retenue est :

$$\begin{aligned} l_t^s &= l_{t-1}^s + a_0 \Delta l_{t-1}^s + a_1 \Delta (w_{t-1}^i + \ln(1 - T_{s,t-1}) - pc_{t-1}) + a_2 \Delta (w_t^r - pc_t) \\ &+ a_3 \Delta (l_{t-1}^s - l_{t-1}^i) + a_4 (l_{t-2}^s - pop_{t-2}) + a_5 (w_{t-2}^i + \ln(1 - T_{s,t-2}) - pc_{t-2}) \\ &+ a_6 (w_{t-2}^r - pc_{t-2}) + a_7 + \sigma_s u_t^s + \tau^s \eta_i \end{aligned} \quad (7)$$

$$\begin{aligned} l_t^d &= l_{t-1}^d + b_0 \Delta l_{t-1}^d + b_1 \Delta k_t + b_2 \Delta (w_t^i + \ln(1 + T_{E,t}) - p_t) \\ &+ b_3 \Delta (l_{t-1}^d - l_{t-1}^i) + b_4 (l_{t-2}^d - k_{t-2}) \\ &+ b_5 (w_{t-2}^i + \ln(1 + T_{E,t-2}) - p_{t-2}) + b_6 + \sigma_d u_t^d + \tau^d \varepsilon_i \end{aligned} \quad (8)$$

$$l_t^i = \min(l_t^s, l_t^d) \quad (9)$$

$$\begin{aligned} w_t^i &= w_{t-1}^i + c_0 \Delta w_{t-1}^i + c_1 \Delta pc_t + c_2 \Delta pc_{t-1} + c_3 \Delta pc_{t-2} + c_4 (l_t^s - l_t^d) \\ &+ c_5 (l_{t-1}^s - l_{t-1}^d) + c_6 (l_{t-2}^s - l_{t-2}^d) + c_7 + \sigma_w u_t^w \end{aligned} \quad (10)$$

avec (τ^s, τ^d) la dispersion des micro-offres et des microdemandes, $(u_t^s, u_t^d, u_t^w)' \rightsquigarrow N(0, I)$ les résidus temporels et $(\varepsilon_i, \eta_i)' \rightsquigarrow N(0, I)$ les résidus caractérisant la

5. Nous ne pouvons éviter de simuler le modèle en niveau puisque les salaires et l'emploi sont expliqués par le niveau des variables endogènes. Le pseudo-modèle simulé prend alors la forme :

$$y_{t,h} = m(\theta_0; x_t, y_{t-1,h}; \sigma u_{t,h})$$

$$E(\Delta y_t | x_t) = \frac{1}{H} \sum_{h=1}^H \Delta y_{t,h}$$

$$V(\Delta y_t | x_t) = \frac{1}{H} \sum_{h=1}^H \Delta(y_{t,h})^2 - E(\Delta y_t | x_t)^2$$

avec H le nombre de tirages et $u_{t,h}$ des tirages non corrélés entre eux et non autocorrélés dans une loi normale et σ l'écart-type de u .

6. Laroque et Salanié (1990) ont montré que pour une vingtaine de tirages le biais était négligeable.

dispersion des micromarchés. Afin d'identifier l'ensemble des paramètres, nous avons introduit la contrainte $\tau^d = \iota \tau$ avec $\tau = \sqrt{\tau^{d^2} + \tau^{s^2}}$ (et donc $\tau^s = \sqrt{1 - \iota^2} \tau$) et ι une constante arbitraire que nous avons fixée à $\iota = \sqrt{0.5}$, c'est-à-dire telle que $\tau^s = \tau^d$.

Le terme de rappel des équations d'offre et de demande est décalé de deux périodes afin d'obtenir une description suffisamment « riche » de la dynamique de court terme. Le long terme de l'équation d'offre de travail relie le taux de participation des salariés, le salaire net réel et le salaire de réservation. L'équation de demande, quant à elle, met en liaison l'intensité capitaliste et le coût réel du travail. Elle est déduite d'une traditionnelle maximisation du profit de l'entrepreneur, sous contrainte d'une fonction de production de type Cobb-Douglas. En présence de rendements d'échelles constants, l'élasticité du capital est contrainte à l'unité. L'équation de salaire relie, de façon assez traditionnelle, la croissance du salaire au montant du déséquilibre. Puisque $l_t^s - l_t^d \simeq V_t - U_t$, avec V_t le taux d'emplois vacants et U_t le taux de chômage, les coefficients c_4 , c_5 et c_6 mesurent l'impact sur la croissance des salaires d'une hausse du taux de chômage ou d'une baisse des emplois vacants.

Pour obtenir des valeurs initiales raisonnables des différents paramètres, nous avons estimé indépendamment les équations d'offre et de demande, par les MCO, sur les sous-périodes où ces régimes semblent *a priori* prédominer (1965-1973 pour l'équation d'offre et 1975-1989 pour l'équation de demande). D'une façon générale, les coefficients ont les signes attendus et sont d'ampleurs plausibles.

Dans cette section, nous présentons les résultats en l'absence de micromarchés, donc en retenant la contrainte $\tau^s = \tau^d = 0$.

L'équation de demande (tableau 1) de travail fournit les indications suivantes :

- Les élasticités de long terme au coût réel du travail, quasi unitaires, paraissent faibles en comparaison des résultats obtenus par Laroque et Salanié (1989) pour un modèle dépourvu de variable latentes retardées, mais demeurent comparables à leurs résultats pour un modèle comportant des variables latentes retardées (Laroque et Salanié, 1994). Mais ces élasticités restent inférieures à leur valeur théorique ($\frac{1}{1-\alpha}$). À court terme, la demande de travail paraît sensible aux variations du coût réel du travail : la variation contemporaine du coût réel du travail a une incidence significative sur la demande de travail, avec un coefficient compris entre -0.11 et -0.27 suivant la nature du salaire de réservation.
- Le progrès technique, approximé par une tendance, ne semble pas peser significativement sur la demande de travail ni dans les estimations préliminaires, ni dans les estimations par la méthode du pseudo-maximum de vraisemblance. Nous avons donc exclu une progression tendancielle du progrès technique dans l'équation de demande de travail.

Pour l'équation d'offre de travail (tableau 2), nous obtenons les résultats suivants :

- À la différence des résultats habituellement obtenus sur données françaises, le salaire net réel ne semble pas être sans incidence sur l'offre de travail à long terme et dans une moindre mesure à court terme. À long terme, l'élasticité de l'offre de travail au salaire varie, suivant la nature du salaire de réservation, de 0.05 à 0.65 ce qui reste comparable avec les résultats sur données britanniques de Andrews et Nickell (1986). À court terme, les variations retardées d'une période du salaire réel net ne disposent d'un coefficient de signe attendu qu'en présence d'un salaire de réservation.
- Le salaire de réservation est, quelle que soit sa définition, présent à long terme avec une ampleur comparable à celle du salaire net réel (les élasticités de l'offre de travail au salaire de réservation approximé par la productivité de plein-emploi et par les revenus non salariaux moins l'épargne par tête sont respectivement de -0.15 et -0.12). Mais à court terme, seuls les revenus non salariaux nets de l'épargne par tête semblent peser sur le comportement d'offre de travail. Cette sous-indexation est souvent attribuée à la politique de blocage des prix et des salaires menée en France à partir de 1982. L'allongement de la période d'estimation peut expliquer une moins grande sensibilité à cette dernière.

Les principaux enseignements que nous pouvons tirer des résultats de l'équation de salaire (tableau 3) sont les suivants :

- S'agissant de l'indexation des salaires sur les prix de consommation, les résultats, quelle que soit la définition du salaire de réservation, indiquent une indexation à très court terme sur les prix de consommation (seul le taux d'inflation contemporain est significatif ; les taux de croissance des prix retardés sont par ailleurs de mauvais signe et non significatifs). L'hypothèse d'une indexation unitaire à long terme est systématiquement vérifiée. Les tests de Wald ne permettent jamais de rejeter l'hypothèse d'une indexation unitaire à long terme ($\frac{c_1+c_2+c_3}{(1-c_0)} \Leftrightarrow c_0 + c_1 + c_2 + c_3 = 1$). Nous retrouvons des résultats proches de ceux de Gagey, Lambert et Ottenwaelter (1990) avec une indexation de 1.05 à long terme. En revanche, nos résultats diffèrent sensiblement de ceux de Salanié (1991) où l'indexation est significativement inférieure à l'unité (0.77).
- Il semble que l'effet Phillips, matérialisé par le déséquilibre contemporain, soit significatif et ait un impact marqué sur la formation des salaires. À court terme, une augmentation d'un point de l'offre excédentaire de travail provoquerait une réduction du taux de croissance trimestriel des salaires de 0.004 à 0.21 point suivant la nature du salaire de réservation retenu. À long terme, l'effet Phillips serait réduit avec une croissance des salaires amputée d'environ 0.03 point pour un point de chômage supplémentaire. Ces résultats sont difficilement comparables avec ceux obtenus par Salanié (1991) et Gagey,

Lambert et Ottenwaelter (1990) avec un impact respectivement de 0.12 et 0.08 point à long terme⁷. Le profil des retards sur les variables de tensions est erratique. Nous avons alors testé l'hypothèse d'un excès d'offre de travail ne pesant pas en niveau sur la formation des salaires. Cette hypothèse est réfutée par un test de Wald sur la contrainte $H_0 : (c_4 + c_5 + c_6 = 0)$, quelle que soit la définition du salaire de réservation. Ainsi, l'équation de salaire (colonne 3 du tableau 3) peut être reparamétrisée sous la forme :

$$\Delta w_t = 0.004 + 0.74\Delta w_{t-1} + 0.38\Delta pc_t - 0.03\Delta pc_{t-1} - 0.08\Delta pc_{t-2} \\ - 0.16\Delta(l_t^s - l_t^d) + 0.14\Delta(l_{t-1}^s - l_{t-1}^d) - 0.008(l_{t-2}^s - l_{t-2}^d)$$

- Les tentatives en vue d'introduire les gains apparents de productivité du travail ont toutes échouées. Les coefficients leur étant associés sont systématiquement non significatifs.

L'effet de report dynamique ne semble se manifester qu'à brève échéance et uniquement pour la demande (les tentatives en vue d'introduire d'autres effets de report dynamique, tant à long terme qu'à court terme, dans les deux équations se sont révélées infructueuses). Les employeurs reporteraient ainsi suivant la définition du salaire de réservation entre 40 % et 80 % de la contrainte subie à la période précédente sur la demande de travail courante. L'instabilité de l'effet de report dynamique constatée dans l'équation de demande, est accrue dans l'équation d'offre. L'effet de report dynamique n'est significatif dans l'équation d'offre de travail que pour un salaire de réservation approximé par la variable $\ln \left(\frac{RNS-S}{POP} \right)$.

Les probabilités de régime, tant *ex ante* que *ex post*, indiquent une rupture nette à compter du premier choc pétrolier (1975). Avant cette date, le marché du travail alternait régime d'offre et régime de demande, avec des transitions assez heurtées. À partir de 1975, le régime de demande l'emporte avec une probabilité de régime toujours égale à un depuis 1977.

7. Cette différence tient principalement à la période d'estimation s'achevant à la première moitié des années 80 pour ces études (à la fin des années 80 l'augmentation du chômage accompagnée d'une relative stabilité des salaires explique la réduction de l'effet Phillips).

TABLEAU 1

ESTIMATIONS PAR LA MÉTHODE DU PMV2DS EN L'ABSENCE DE MICROMARCHÉS

Équation de demande de travail			
	sans $w^r - pc$	$w^r - pc = \ln \left(\frac{RNS - \bar{y}}{POP} \right)$	$w^r - pc = y_{pop} - pop$
Δl_{-1}^d	-0.026 (0.31)	0.23 (4.43)	-0.068 (0.82)
$\Delta(w + \ln(1 + T_E) - p)$	-0.18 (8.07)	-0.27 (11.19)	-0.11 (4.48)
Δk	2.23 (6.38)	1.04 (5.54)	1.39 (6.33)
$\Delta(l_{-1}^d - l_{-1})$	0.39 (4.94)	0.67 (16.07)	0.80 (7.50)
$l_{-2}^d - k_{-2}$	-0.08 (7.66)	-0.05 (8.23)	-0.06 (6.75)
$(w + \ln(1 + T_E) - p)_{-2}$	-0.08 (7.59)	-0.06 (7.62)	-0.06 (6.75)
constante	-0.85 (7.59)	-0.57 (7.56)	-0.63 (6.75)
σ^d en %	0.23 (11.47)	0.24 (14.60)	0.22 (20.86)
RMSE	0.019	0.039	0.073
moyenne	15.72	15.72	15.72
pseudo-vraisemblance	19.88	20.24	20.05

TABLEAU 2

ESTIMATIONS PAR LA MÉTHODE DU PMV2DS EN L'ABSENCE DE MICROMARCHÉS

Équation d'offre			
	sans $w^r - pc$	$w^r - pc = \ln \left(\frac{RNS - S}{POP} \right)$	$w^r - pc = y_{pop} - pop$
Δl_{-1}^s	-0.08 (0.76)	0.30 (3.29)	0.60 (6.45)
$\Delta(w + \ln(1 + T_s) - pc)_{-1}$	-0.19 (2.26)	0.22 (3.17)	0.57 (6.77)
$\Delta(w^r - pc)$	- (-)	-0.10 (4.17)	-0.17 (1.09)
$\Delta(l_1^s - l_{-1})$	0.081 (1.54)	0.25 (2.90)	0.09 (0.99)
$l_{-2}^s - pop_{-2}$	-0.29 (7.56)	-0.41 (22.18)	-0.20 (14.02)
$(w + \ln(1 + T_s) - pc)_{-2}$	0.013 (0.95)	0.094 (3.88)	0.13 (10.63)
$w_{-2}^r - pc_{-2}$	- (-)	-0.049 (2.74)	-0.030 (2.03)
constante	-0.13 (0.95)	0.53 (2.27)	1.09 (8.51)
σ^s en %	0.50 (15.31)	0.20 (5.80)	0.15 (3.42)

TABLEAU 3

ESTIMATIONS PAR LA MÉTHODE DU PMV2DS EN L'ABSENCE DE MICROMARCHÉS

Équation de salaire			
	sans $w^r - pc$	$w^r - pc = \ln \left(\frac{RNS - S}{POP} \right)$	$w^r - pc = y_{pop} - pop$
Δw_{-1}	0.61 (12.33)	0.74 (21.84)	0.52 (9.49)
Δpc	0.39 (4.06)	0.38 (5.56)	0.46 (7.43)
Δpc_{-1}	0.05 (0.40)	-0.03 (0.23)	0.05 (0.43)
Δpc_{-2}	-0.11 (1.19)	-0.08 (1.01)	-0.03 (0.49)
$l^s - l^d$	-0.21 (3.65)	-0.16 (13.15)	-0.004 (0.09)
$l_{-1}^s - l_{-1}^d$	0.47 (4.45)	0.30 (39.08)	0.08 (0.87)
$l_{-2}^s - l_{-2}^d$	-0.27 (4.89)	-0.15 (21.48)	-0.09 (1.64)
constante	0.004 (5.56)	0.002 (4.57)	0.004 (6.02)
σ_w en %	0.44 (16.55)	0.38 (15.80)	0.38 (19.15)
RMSE	0.064	0.022	0.061
moyenne	2.16	2.16	2.16

4.3 Les estimations par le PMV2DS, en présence de micromarchés et de variables latentes retardées

Toutes les variables endogènes étant exprimées en logarithme, la distribution suivie par les micro-offres et les microdemandes est, dans notre modèle, log-normale. Une spécification additive des termes résiduels spatiaux s'est révélée moins satisfaisante (Jacquinot et Mihoubi, 1992). Le modèle formé par les équation 7, 8, 9 et 10 est repris en relâchant la contrainte $\tau^s = \tau^d = 0$.

4.3.1 L'agrégation de micromarchés en présence de variables latentes retardées

Si le modèle ne contient aucune variable endogène retardée, l'emploi au niveau agrégé est de la forme :

$$l_t = \ln \left\{ \exp \left(l_t^s + \frac{(1-\tau^2)\tau^2}{2} \right) \Phi \left(\frac{(l_t^s - l_t^d)}{\tau} - \frac{\tau}{2} \right) + \exp \left(l_t^d + \frac{\tau^2\tau^2}{2} \right) \left[1 - \Phi \left(\frac{(l_t^s - l_t^d)}{\sigma} - \frac{\tau}{2} \right) \right] \right\}$$

Mais, le modèle contenant des variables endogènes retardées, l'expression de la transaction agrégée doit intégrer l'aspect dynamique du modèle. En l'état, l'expression précédente ne convient donc pas.

Nous nous sommes donc résolus à simuler l'agrégation des micromarchés en effectuant des tirages spatiaux⁸. Cette méthode, si elle facilite la phase d'estimation du modèle en présence de micromarchés ne présente pas que des avantages. Outre un coût informatique plus élevé, elle rend plus délicate le calcul d'indicateurs de rigidités structurelles. En particulier, le SURE (le taux de chômage structurel à l'équilibre) ne peut être obtenu aussi aisément (voir annexe B).

Deux mesures du chômage imputable à la présence de micromarchés en déséquilibres sont envisageables. D'une part, le chômage structurel défini comme la différence entre l'emploi en l'absence de micromarchés et celui en présence d'un marché du travail hétérogène. Cependant cette mesure varie au cours du temps suivant l'ampleur du déséquilibre. D'autre part, chômage structurel à l'équilibre (SURE), où le chômage est établi en référence à une situation d'équilibre entre offre et demande. Le SURE est donc indépendant des fluctuations du déséquilibre agrégé.

8. En pratique le pseudo-modèle simulé est de la forme :

$$y_{t,h,i} = m(\theta_0; x_t; y_{t-1,h,i}; \sigma u_{t,h}; \tau_i v_i)$$

$$y_{t,h} = \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M y_{t,h,i}$$

$$E(\Delta y_t | x_t) = \frac{1}{H} \sum_{h=1}^H \Delta y_{t,h}$$

$$V(\Delta y_t | x_t) = \frac{1}{H} \sum_{h=1}^H \Delta(y_{t,h})^2 - E(\Delta y_t | x_t)^2$$

avec H le nombre de tirages temporels, M le nombre de tirages spatiaux, $u_{t,h}$ et v_i des tirages non corrélés entre eux et non autocorrélés dans une loi normale et σ et τ_i leurs écarts-types respectifs.

4.3.2 Les résultats

Nous avons, dans un premier temps, procédé à des estimations avec une dispersion des micromarchés constante dans le temps. Les résultats sont assez proches de ceux obtenus en l'absence de micromarchés.

L'hypothèse de présence de micromarchés n'est acceptée que pour le modèle où le salaire de réservation est approximé par $\ln \left(\frac{RNS-S}{POP} \right)$. L'écart-type spatial (τ) est alors très faible (0.14 %). Le chômage structurel⁹ ne représenterait que 2 % du chômage total en 1970, et s'effondrerait à partir de 1975 pour ne contribuer qu'à 0.35 % du chômage total.

Que penser de nos résultats ? En première analyse, ils semblent en totale contradiction avec la plupart des études menées sur l'évolution du chômage structurel en France (Gagey, Lambert et Ottenwaelter, 1990 ; Lambert et Sneessens, 1985 et Lambert, 1990). Toutes ces études s'accordent pour décrire une croissance du chômage structurel¹⁰. On peut, donc, légitimement s'interroger sur la modélisation de la dispersion des micromarchés. L'hypothèse de constance du taux de chômage structurel à l'équilibre, que sous-tend l'invariance au cours du temps de τ , paraît sans doute trop forte.

Nous avons donc opté pour une modélisation de la dispersion des micromarchés répondant au souci de simplicité et permettant de rendre compte d'une évolution tendancielle du taux de chômage structurel¹¹. L'indicateur de dispersion est ainsi modélisé sous la forme :

$$\tau = \tau_0 + \tau_1 t$$

Les résultats, quant à l'évolution de la composante structurelle du chômage, présentés dans les tableaux 4, 5 et 6 semblent plus en conformité avec les résultats rencontrés dans la littérature, tout du moins sur la période 1965-1978. Ainsi, quelle que soit la nature du salaire de réservation, le paramètre τ_1 est significativement différent de zéro, mais avec un ordre de grandeur excessif lorsque le salaire de réservation est supposé évoluer en phase avec la productivité de plein-emploi. Si nous retenons un salaire de réservation modélisé par $\ln \left(\frac{RNS-S}{POP} \right)$, le

9. Le chômage structurel est construit par simple différence entre l'emploi simulé dans le modèle en présence de micromarchés et celui où les micromarchés sont supposés homogènes ($\tau = 0$).

10. Il convient toutefois de préciser que les méthodes utilisées (une transaction agrégée obtenue à l'aide d'une fonction de type CES et l'absence de toute dynamique sur les variables latentes retardées) pas plus que les périodes d'estimation (1966-1986) ne correspondent aux nôtres.

11. Une telle modélisation est à rapprocher de celle, plus élaborée, suggérée par Kooiman et Kloeck (1979). Ces derniers relient l'évolution de la dispersion des micromarchés au trend de productivité du travail à long terme. Cependant, comme le souligne Lambert (1984), à partir de 1974 le trend de productivité du travail reproduit assez mal la forte augmentation de la dispersion spatiale. Lambert retient, pour sa part, le chômage agrégé comme déterminant de la dispersion spatiale. Une telle modélisation de la dispersion des micromarchés aurait, dans notre cas, notablement compliqué le modèle initial. Nous avons donc préféré retenir une formulation simple pour décrire l'accroissement de la dispersion spatiale. En outre, une telle spécification rend nos résultats comparables avec ceux obtenus par Gagey, Lambert et Ottenwaelter (1990) et par Lambert et Sneessens (1985).

chômage structurel serait passé de 0.3 % en 1965 à 2 % en 1978, pour se stabiliser aux alentours de 1.8 % en 1989. Ces résultats trouvent une interprétation en termes d'évolution de la courbe de Beveridge. La réduction, durant la seconde moitié des années 70, de la part du chômage structurel dans le chômage total aurait pour conséquence un déplacement le long de la courbe de Beveridge et non un déplacement de la courbe de Beveridge. Le niveau élevé du chômage serait alors imputable bien plus à des facteurs affectant l'économie dans son ensemble qu'à un accroissement de l'hétérogénéité entre les différents micromarchés.

Si les résultats sont plus proches de ceux trouvés par Gagey, Lambert et Ottenwaelter (1990) sur la période antérieure à 1978, ils en diffèrent pour la période postérieure (ceux-ci parviennent à un taux de chômage structurel de 3 % en 1986). De plus, la contribution du taux de chômage structurel au chômage global se serait considérablement réduite. Le taux de chômage structurel contribuait au chômage total à hauteur de 75 % en 1964, alors qu'en 1989 sa contribution n'est plus que de 12 %. Cette évolution semble toutefois compatible avec les évolutions jointes des emplois vacants et du chômage constatés. Sur la période 1965-1973 tous deux progressent (déplacement de la courbe de Beveridge) mais, à partir de 1973, le taux d'emplois vacants diminue fortement alors que le taux de chômage augmente (déplacement le long de la courbe de Beveridge).

Notons, par ailleurs, que le SURE est nettement plus important que celui avec une dispersion spatiale constante au cours du temps (22 % en fin de période contre 1 % dans les estimations avec τ constant).

TABLEAU 4

ESTIMATIONS PAR LA MÉTHODE DU PMV2DS EN PRÉSENCE DE MICROMARCHÉS
ET $\tau = \tau_0 + \tau_1 t$

Équation de demande de travail			
	sans $w^r - pc$	$w^r - pc = \ln \left(\frac{RNS-S}{POP} \right)$	$w^r - pc = y_{pop} - pop$
Δl_{-1}^d	-0.02 (0.28)	0.46 (8.23)	-0.10 (1.48)
$\Delta(w + \ln(1 + T_E) - p)$	-0.24 (7.37)	-0.15 (7.76)	-0.08 (4.04)
Δk	1.41 (4.87)	0.88 (5.56)	1.96 (7.28)
$\Delta(l_{-1}^d - l_{-1})$	0.94 (13.78)	0.61 (14.34)	0.85 (12.50)
$l_{-2}^d - k_{-2}$	-0.06 (15.24)	-0.04 (12.21)	-0.08 (12.19)
$(w + \ln(1 + T_E) - p)_{-2}$	-0.06 (22.75)	-0.04 (11.60)	-0.08 (11.30)
constante	-0.63 (21.06)	-0.37 (11.34)	-0.86 (10.94)
σ^d en %	0.33 (16.57)	0.20 (12.21)	0.31 (15.65)
τ_0 en %	0.48 (5.16)	0.00 (0.00)	0.22 (1.79)
τ_1 en %	0.020 (7.50)	0.027 (11.80)	0.15 (9.07)
RMSE	0.040	0.024	0.076
moyenne	15.72	15.72	15.72
pseudo-vraisemblance	20.15	20.24	20.29

TABLEAU 5

ESTIMATIONS PAR LA MÉTHODE DU PMV2DS EN PRÉSENCE DE MICROMARCHÉS
ET $\tau = \tau_0 + \tau_1 t$

Équation d'offre			
	sans $w^r - pc$	$w^r - pc = \ln \left(\frac{RNS-S}{POP} \right)$	$w^r - pc = y_{pop} - pop$
Δl_{-1}^s	0.012 (0.09)	0.23 (4.47)	-1.10 (76.5)
$\Delta(w + \ln(1 + T_S) - pc)_{-1}$	-0.066 (1.64)	-0.20 (6.48)	-0.21 (2.29)
$\Delta(w^r - pc)$	— (—)	-0.11 (4.42)	0.09 (0.76)
$\Delta(l_{-1}^s - l_{-1})$	0.38 (3.53)	0.28 (4.99)	1.58 (27.17)
$l_{-2}^s - pop_{-2}$	-0.06 (7.02)	-0.24 (12.55)	-0.23 (10.18)
$(w + \ln(1 + T_S) - pc)_{-2}$	0.008 (3.01)	0.063 (9.31)	0.00 (0.00)
$w_{-2}^r - pc_{-2}$	— (—)	-0.024 (3.70)	0.15 (6.47)
constante	0.028 (1.13)	0.39 (5.95)	-0.55 (2.52)
σ^s en %	0.50 (10.06)	0.25 (9.60)	0.21 (4.68)

TABLEAU 6

ESTIMATIONS PAR LA MÉTHODE DU PMV2DS EN PRÉSENCE DE MICROMARCHÉS
ET $\tau = \tau_0 + \tau_1 t$

Équation de salaire			
	sans $w^r - pc$	$w^r - pc = \ln \left(\frac{RNS-S}{POP} \right)$	$w^r - pc = y_{pop} - pop$
Δw_{-1}	0.51 (6.70)	0.82 (33.84)	0.65 (9.30)
Δpc	0.47 (5.39)	0.42 (4.42)	0.51 (7.16)
Δpc_{-1}	0.10 (0.94)	0.02 (0.11)	-0.23 (2.10)
Δpc_{-2}	0.13 (1.05)	-0.22 (2.36)	0.18 (2.03)
$l^s - l^d$	-0.65 (6.92)	-0.69 (9.64)	-0.009 (0.13)
$l_{-1}^s - l_{-1}^d$	0.75 (3.96)	1.28 (8.92)	-0.24 (1.57)
$l_{-2}^s - l_{-2}^d$	-0.12 (1.05)	-0.60 (8.21)	0.24 (2.82)
constante	0.002 (3.50)	0.001 (4.72)	0.005 (4.57)
σ^w en %	0.19 (6.32)	0.27 (10.75)	0.17 (4.96)
RMSE	0.019	0.039	0.022
moyenne	2.16	2.16	2.16

CONCLUSION

Ce travail a permis de présenter une modélisation dynamique et désagrégée de l'emploi en déséquilibre et de la formation des salaires. Plusieurs enseignements peuvent être tirés de ce travail.

D'une part, la demande de travail serait sensible aux variations des rationnements passés. L'effet de report dynamique, dont l'ampleur peut atteindre 80 % suivant la nature du salaire de réservation, semble robuste quelle que soit la spécification adoptée. En revanche, l'effet de report dynamique est sensiblement moins robuste pour l'offre de travail.

D'autre part, les salaires seraient sensibles à la fois aux déséquilibres présents et passés. En outre, les variations et le niveau des déséquilibres pèseraient sur la formation des salaires.

Enfin, la prise en compte de la présence de micromarchés en déséquilibre a permis de tester l'hypothèse d'un marché du travail correctement modélisé par un simple modèle canonique de déséquilibre. L'hypothèse semble acceptée si nous supposons constante sur l'ensemble de la période la dispersion des micromarchés. En revanche, elle est systématiquement rejetée lorsque l'indicateur de dispersion des micromarchés suit une évolution tendancielle. La part du chômage structurel expliquée par l'inadéquation entre les structures de l'offre et de la demande de travail se serait alors réduite à la fin des années 70.

ANNEXE A

STATIONNARITÉ

1. UNE ANALYSE UNIVARIÉE DES SÉRIES

Ce paragraphe répond à un double objectif. D'une part, pour estimer un modèle à correction d'erreur, il est nécessaire de s'assurer, au préalable, de la stationnarité en différence des variables modélisées. D'autre part, pour obtenir des estimateurs convergents avec la méthode du PMV2, la variable endogène doit être stationnaire, ou le cas échéant, suffisamment différenciée pour se ramener à une variable stationnaire.

Nous avons donc déterminé l'ordre d'intégration des différentes séries utilisées à l'aide des tests, désormais bien connus, de Dickey et Fuller (1981). Au vu des résultats des tests de Dickey et Fuller¹² et des autocorrélogrammes des séries, nous pouvons établir que l'ensemble des variables est stationnaire en différence (intégré d'ordre un : $I(1)$).

12. Le nombre de retards retenus dans les tests de Dickey et Fuller augmentés est déterminé à l'aide de tests de blancheur des résidus (Ljung et Box, par exemple).

TABLEAU 7
TEST D'INTÉGRATION

variable	ordre d'intégration
l_t	I(1)
w_t	I(1) / I(1)+dérive (à 10 %)
pc_t	I(1)+dérive
Δk_t	I(1)
$\ln(\frac{RN S_t - S_t}{POF_t})$	I(1)+dérive
$y_{pop_t} - pop_t$	I(1)+dérive
$(w_t + \ln(1 + T_{E_t}) - p_t)$	I(1)+dérive
$(w_t + \ln(1 + T_{S_t}) - pc_t)$	I(1)+dérive
pop_t	I(1)
$l_t - k_t$	I(1)
$l_t - pop_t$	I(1)

2. LES TESTS DE COÏNTEGRATION

Pour élaborer des équations d'offre et de demande spécifiées selon un modèle à correction d'erreur, nous nous sommes assurés qu'une relation coïntégrante existe entre les variables intervenant dans le terme de rappel du MCE. Ces investigations n'ont pas pour ambition de tester l'hypothèse de coïntégration dans un modèle de déséquilibre ; à notre connaissance, il n'existe aucun développement concernant la coïntégration pour des relations non linéaires. Elles ont pour objectif de déterminer des valeurs initiales raisonnables pour les coefficients, en choisissant des périodes où les équations d'offre et de demande paraissent coïntégrantes. Pour réaliser les tests de coïntégration, nous avons eu recours à la méthode proposée par Johansen (1991).

2.1 L'équation d'offre

L'équation d'offre de travail est spécifiée à long terme sous la forme :

$$l_t^s - pop_t = \theta_1^s \cdot w_t (\ln(1 - T_{S_t}) - pc_t) + \theta_2^s (w_t^r - pc_t) + \theta_3^s$$

La période d'estimation retenue correspond à celle où le régime d'offre semble *a priori* dominer¹³. Nous avons retenu trois spécifications de l'équation d'offre de travail suivant les hypothèses retenues sur le salaire de réservation. Avec le test de cointégration de Johansen (1991), il semble qu'il existe une relation de cointégration entre le taux de participation, le salaire net réel et salaire de réservation avec les signes attendus sur la période 1965 à 1973.

2.2 L'équation de demande

La période d'estimation retenue correspond à 1975-1989.

$$l_t^d = k_t + \theta_1^d(w_t + \ln(1 + T_{E_t} - p_t)) + \theta_2^d$$

L'application du test de cointégration de Johansen met en évidence l'existence d'une relation cointégrante.

2.3 Choix a priori des régimes

Nous avons aussi testé, sur la période 1965-1989, l'existence d'une ou plusieurs relations cointégrantes avec une équation emboîtant les équations d'offre et de demande. Ce sur-modèle contient l'ensemble des variables utilisées dans les équations d'offre et de demande en respectant les contraintes qui leurs sont associées :

$$l_t - pop_t = a_1(k_t - pop_t) + a_2(w_t + \ln(1 - T_{S_t}) - pc_t) + a_3(w_t + \ln(1 + T_{E_t}) - p_t) + a_4(w_t^r - pc_t) + a_5 \quad (A.1)$$

À l'aide de l'équation A.1, nous pouvons aussi tester sur des sous-périodes l'hypothèse d'un marché du travail totalement en régime de demande ($a_1 = 1$, $a_2 = 0$ et $a_4 = 0$) ou complètement en régime d'offre ($a_1 = 0$ et $a_3 = 0$).

Quelle que soit la nature du salaire de réservation, l'hypothèse d'un régime d'offre pur sur la période 1965-73 est systématiquement rejetée. En revanche l'hypothèse d'un régime de demande pur sur la période 1975-89 semble acceptée en l'absence de salaire de réservation ou avec un salaire de réservation approximé par la productivité de plein-emploi.

13. Nous nous sommes inspirés des études de Salanié (1991) et de Gagey, Lambert et Ottenwaelter (1990), où le régime d'offre n'apparaît que sur la période 1965 à 1973.

ANNEXE B

CALCUL DU SURE POUR UN MODÈLE DYNAMIQUE

Le SURE correspond au taux de chômage structurel si le marché était à l'équilibre au niveau agrégé ($l^s = l^d$).

Pour simplifier la présentation de la méthode retenue pour déterminer SURE, nous retenons le modèle dynamique de déséquilibre avec des résidus spatiaux additifs¹⁴ de la forme :

$$L_t = \lim_{M \rightarrow \infty} \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M \text{Min}(\rho_d L_{t-1}^d + \gamma_d L_{t-1} + \alpha_d X_t + \sigma^d \varepsilon_t + \tau^d \varepsilon'_i, \\ \rho_s L_{t-1}^s + \gamma_s L_{t-1} + \alpha_s X_t + \sigma^s \eta_t + \tau^s \eta'_i)$$

L'offre et la demande sur le micromarché i peuvent être réécrits sous la forme :

$$L_{t,i}^d = (\rho_d + \gamma_d I_{t-1}^i) L_{t-1,i}^d + \alpha_d X_t + \gamma_d (1 - I_{t-1}^i) L_{t-1,i}^s + \sigma^d \varepsilon_t + \tau^d \varepsilon'_i \\ L_{t,i}^s = (\rho_s + \gamma_s (1 - I_{t-1}^i)) L_{t-1,i}^s + \alpha_s X_t + \gamma_s I_{t-1}^i L_{t-1,i}^d + \sigma^s \eta_t + \tau^s \eta'_i$$

avec I_t^i une variable dichotomique indiquant le régime où se situe le micromarché i ($I_t^i = 1$ si $L_{t,i}^d < L_{t,i}^s$ et 0 sinon).

Sous forme matricielle, nous obtenons :

$$Y_{t,i} = A_{t-1,i} Y_{t-1,i} + \alpha X_t + \Sigma \mu_t + \Lambda \mu'_i \quad (\text{B.1})$$

avec :

$$Y_{t,i} = (L_{t,i}^d, L_{t,i}^s)', \\ A_{t-1,i} = \begin{pmatrix} (\rho_d + \gamma_d I_{t-1}^i) & \gamma_d (1 - I_{t-1}^i) \\ \gamma_s I_{t-1}^i & (\rho_s + \gamma_s (1 - I_{t-1}^i)) \end{pmatrix}, \\ \alpha = (\alpha_d, \alpha_s)', \\ \Sigma = \begin{pmatrix} \sigma^d & 0 \\ 0 & \sigma^s \end{pmatrix}, \\ \mu_t = (\varepsilon_t, \eta_t)', \\ \Lambda = \begin{pmatrix} \tau^d & 0 \\ 0 & \tau^s \end{pmatrix}, \\ \mu_i = (\varepsilon'_i, \eta'_i)'.$$

14. Pour le calcul du SURE dans nos estimations, nous avons bien entendu retenu une forme où les résidus spatiaux pèsent de façon multiplicative sur l'emploi.

Nous pouvons, par simple récurrence, exprimer $Y_{t,i}$ en fonction de $Y_{0,i}$.

$$Y_{t,i} = \prod_{k=1}^t A_{t-k,i} Y_{0,i} + \sum_{j=0}^{t-1} \left(\prod_{k=1; j>0}^j A_{t-k,i} \right) \alpha X_{t-j} \\ + \sum_{j=0}^{t-1} \left(\prod_{k=1; j>0}^j A_{t-k,i} \right) \Sigma \mu_{t-j} + \sum_{j=0}^{t-1} \left(\prod_{k=1; j>0}^j A_{t-k,i} \right) \Lambda \mu_i$$

Si nous supposons connues les valeurs initiales de l'offre et de la demande, toutes les variables explicatives sont observables. Nous pouvons alors agréger sur l'ensemble des micromarchés.

$$L_t^d = \lim_{M \rightarrow \infty} \frac{1}{M} \sum_{i=1}^M L_{t,i}^d = E_i [L_{t,i}^d] \\ = B_{t,1,1} L_0^d + B_{t,1,2} L_0^s + \sum_{j=0}^{t-1} (\alpha_d B_{j,1,1} + \alpha_s B_{j,1,2}) X_{t-j} \\ + \sum_{j=0}^{t-1} (\sigma^d B_{j,1,1} \varepsilon_{t-j} + \sigma^s B_{j,1,2} \eta_{t-j}) \\ L_t^s = E_i [L_{t,i}^s] \\ = B_{t,2,2} L_0^s + B_{t,2,1} L_0^d + \sum_{j=0}^{t-1} (\alpha_s B_{j,2,2} + \alpha_d B_{j,2,1}) X_{t-j} \\ + \sum_{j=0}^{t-1} (\sigma^s B_{j,2,2} \eta_{t-j} + \sigma^d B_{j,2,1} \varepsilon_{t-j}) \\ L_t = E_i [\text{Min}(L_{t,i}^d, L_{t,i}^s)] \\ = L_{t,i}^d + E_i [\text{Min}(0, L_{t,i}^s - L_{t,i}^d)] \\ = L_t^d + \int_{-\infty}^{\frac{L_t^d - L_t^s}{\tau_t}} \Phi(z) dz \\ = L_t^d + (L_t^s - L_t^d) \Phi \left(\frac{L_t^d - L_t^s}{\tau_t^*} \right) - \tau_t^* \phi \left(\frac{L_t^d - L_t^s}{\tau_t^*} \right)$$

avec $B_j = E_i \left[\prod_{k=1}^j A_{t-k,i} \right]$ et $B_{j,m,n}$ l'élément de la ligne m et la colonne n de la matrice B_j , τ_t^* la dispersion des micromarchés et

$$E_i[A_{t-1,i}] = \begin{pmatrix} \rho_d + \gamma_d E_i[I_{t-1}^i] & \gamma_d (1 - E_i[I_{t-1}^i]) \\ \gamma_s E_i[I_{t-1}^i] & \rho_s + \gamma_s (1 - E_i[I_{t-1}^i]) \end{pmatrix}$$

$$= \begin{pmatrix} \rho_d + \gamma_d \pi_{t-1} & \gamma_d (1 - \pi_{t-1}) \\ \gamma_s \pi_{t-1} & \rho_s + \gamma_s (1 - \pi_{t-1}) \end{pmatrix}$$

où $\pi_t = \Phi \left(\frac{I_t^d - I_t^s}{\tau_t^*} \right)$. Pour simplifier l'expression de la transaction, nous faisons l'approximation héroïque, mais difficilement évitable pour obtenir une expression manipulable : $E_i \left[\prod_{k=1}^j A_{t-k,i} \right] \simeq \prod_{k=1}^j E_i[A_{t-k,i}]$

À la différence des modèles d'agrégation ne comportant pas de variables endogènes retardées, les résidus spatiaux (η'_i et ε'_i) n'interviennent pas de façon constante au cours du temps dans les équations d'offre, de demande et de transaction. Plus précisément, en notant $B'_j = \prod_{k=1}^j E_i[A_{t-k,i}]$, en tenant compte de l'équation B.1, les chocs spatiaux sont, à présent, de la forme :

$$\tau_t^* = \sqrt{V(\tau_t^{d*} \varepsilon_i^{*'} - \tau_t^{s*} \eta_i^{*'})}$$

avec

$$\tau_t^{d*} \varepsilon_i^{*'} = \tau^d \varepsilon'_i \left(\sum_{j=0}^{t-1} B'_{j,1} \right) + \tau^s \eta'_i \left(\sum_{j=0}^{t-1} B'_{j,2} \right)$$

$$\tau_t^{s*} \eta_i^{*'} = \tau^s \eta'_i \left(\sum_{j=0}^{t-1} B'_{j,2} \right) + \tau^d \varepsilon'_i \left(\sum_{j=0}^{t-1} B'_{j,1} \right)$$

d'où

$$\tau_t^* = \sqrt{\tau^{d^2} \left(\sum_{j=0}^{t-1} B'_{j,1} - B'_{j,2} \right)^2 + \tau^{s^2} \left(\sum_{j=0}^{t-1} B'_{j,2} + B'_{j,1} \right)^2}$$

La forme récursive de la transaction agrégée est alors :

$$L_t^d = (\rho_d + \gamma_d \pi_{t-1}) L_{t-1}^d + \alpha_d X_t + \gamma_d (1 - \pi_{t-1}) L_{t-1}^s + \sigma^d \varepsilon_t$$

$$L_t^s = (\rho_s + \gamma_s (1 - \pi_{t-1})) L_{t-1}^s + \alpha_s X_t + \gamma_s \pi_{t-1} L_{t-1}^d + \sigma^s \eta_t$$

$$\tau_t^* = \sqrt{(\tilde{\tau}_t^d - \tilde{\tau}_t^s)^2 + (\hat{\tau}_t^s - \hat{\tau}_t^d)^2}$$

$$\pi_t = \Phi\left(\frac{L_t^s - L_t^d}{\tau_t^*}\right)$$

$$L_t = L_t^d \pi_t + L_t^s (1 - \pi_t) - \tau_t^* \Phi\left(\frac{L_t^s - L_t^d}{\tau_t^*}\right)$$

$$\tilde{\tau}_{t+1}^d = (\rho_d + \gamma_d \pi_t) \tilde{\tau}_t^d + \gamma_d (1 - \pi_t) \tilde{\tau}_t^s + \tau^d$$

$$\tilde{\tau}_{t+1}^s = [\rho_s + \gamma_s (1 - \pi_t)] \tilde{\tau}_t^s + \gamma_s \pi_t \tilde{\tau}_t^d$$

$$\hat{\tau}_{t+1}^d = (\rho_d + \gamma_d \pi_t) \hat{\tau}_t^d + \gamma_d (1 - \pi_t) \hat{\tau}_t^s$$

$$\hat{\tau}_{t+1}^s = [\rho_s + \gamma_s (1 - \pi_t)] \hat{\tau}_t^s + \gamma_s \pi_t \hat{\tau}_t^d + \tau^s$$

$$\text{avec } \tilde{\tau}_1^d = \tau^d, \tilde{\tau}_1^s = \tau^s, \hat{\tau}_1^s = \tau^s, \hat{\tau}_1^d = \tau^d \text{ et } \pi_0 = \Phi\left(\frac{L_0^s - L_0^d}{\sqrt{\tau^{d^2} + \tau^{s^2}}}\right).$$

Cette méthode d'agrégation présente l'avantage sur la méthode d'agrégation par simulation, de permettre le calcul du SURE :

$$\tau_t^{*e} = \sqrt{(\tilde{\tau}_t^{de} - \tilde{\tau}_t^{se})^2 + (\hat{\tau}_t^{se} - \hat{\tau}_t^{de})^2}$$

$$SURE_t = \tau_t^{*e} \Phi(0)$$

$$\tilde{\tau}_{t+1}^{de} = (\rho_d + \gamma_d 0.5) \tilde{\tau}_t^{de} + \gamma_d 0.5 \tilde{\tau}_t^{se} + \tau^d$$

$$\tilde{\tau}_{t+1}^{se} = (\rho_s + \gamma_s 0.5) \tilde{\tau}_t^{se} + \gamma_s 0.5 \tilde{\tau}_t^{de}$$

$$\hat{\tau}_{t+1}^{de} = (\rho_d + \gamma_d 0.5) \hat{\tau}_t^{de} + \gamma_d 0.5 \hat{\tau}_t^{se}$$

$$\hat{\tau}_{t+1}^{se} = [\rho_s + \gamma_s 0.5] \hat{\tau}_t^{se} + \gamma_s 0.5 \hat{\tau}_t^{de} + \tau^s$$

où π_t est remplacé par $\Phi(0) = 0.5$.

ANNEXE C

STABILITÉ

Le modèle comportant une équation de salaire dispose d'une dynamique dont l'expression générale des conditions de stabilité est assez difficile à établir. Nous nous sommes donc résolus à vérifier pour chaque estimation que les conditions de stabilité du modèle écrit en variables d'état étaient réunies. Le modèle peut, en effet, s'écrire matriciellement sous la forme :

$$MY_t = AY_{t-1} + BY_{t-2} + Z_t \quad (C.1)$$

avec :

$$Y_t = (l_t^s, l_t^d, l_t, w_t)'$$

$$M = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & -b_2 \\ -I_t & I_t - 1 & 1 & 0 \\ -c_4 & c_4 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

$$A = \begin{pmatrix} 1 + a_0 + a_3 & 0 & -a_3 & a_1 \\ 0 & 1 + b_0 + b_3 & -b_3 & -b_2 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ c_5 & -c_5 & 0 & 1 + a_0 \end{pmatrix}$$

$$B = \begin{pmatrix} a_4 - a_0 - a_3 & 0 & a_3 & a_5 - a_1 \\ 0 & b_4 - b_0 - b_3 & b_3 & b_5 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ c_6 & -c_6 & 0 & -c_0 \end{pmatrix}$$

$$Z_t = \begin{pmatrix} a_1 \Delta(\ln(1 - T_{S,t-1}) - pc_{t-1}) + a_2 \Delta(w_t^r - pc_t) - a_4 pop_{t-2} \\ b_1 \Delta k_t + b_2 \Delta(\ln(1 - T_{E,t}) - p_t) - b_4 k_{t-2} \\ 0 \\ c_1 \Delta pc_t + c_2 \Delta pc_{t-1} + c_3 \Delta pc_{t-2} + c_7 \\ + a_5 (\ln(1 - T_{S,t-2}) - pc_{t-2}) + a_6 (w_{t-2}^r - pc_{t-2}) - a_7 \\ + b_5 (\ln(1 + T_{E,t-2}) - p_{t-2}) + b_7 \end{pmatrix}$$

où I_t représente pour le modèle canonique de déséquilibre une variable indicatrice valant un si l'offre est inférieure à la demande et 0 dans le cas contraire¹⁵.

Si nous ignorons le dernier terme de C.1 (Z_t), la représentation en variables d'état du modèle est alors de la forme :

$$X_t = DX_{t-1}$$

avec

$$X_t = (Y_t, Y_{t-1})'$$

$$D = \begin{pmatrix} M^{-1}A & M^{-1}B \\ I & N \end{pmatrix}$$

avec I une matrice identité et N une matrice dont tous les éléments sont nuls, toutes deux de dimension 8.

Les conditions suffisantes de stabilité du système sont alors vérifiées lorsque les valeurs propres de la matrice D sont toutes à l'intérieur du cercle unité, à la fois pour $I_t = 1$ et $I_t = 0$.

Nous nous sommes systématiquement assurés, lors des estimations avec la méthode du PMV2DS, de la stabilité des modèles estimés. Il apparaît qu'aucune estimation avec le modèle canonique de déséquilibre ne conduit à un modèle instable (les plus grandes racines avoisinent 0.95). Mais, nous obtenons assez fréquemment des racines complexes qui semblent provenir de l'équation d'offre de travail (les racines complexes disparaissent ou deviennent particulièrement faibles lorsque l'équation d'offre de travail est exclue du modèle).

15. Pour le modèle de déséquilibre en présence de micromarchés, la variable indicatrice doit être remplacée par $\Phi \left(\frac{I_t^d - I_t^s}{\tau} \right)$. La condition de stabilité est alors plus délicate à vérifier. Contrairement à la variable dichotomique I_t , $\Phi \left(\frac{I_t^d - I_t^s}{\tau} \right)$ peut prendre tout un éventail de valeurs dans l'intervalle $[0,1]$. La condition de stabilité ne se résume pas à l'étude des deux cas extrêmes $I_t = 0$ et $I_t = 1$, mais doit être vérifiée à chaque période.

BIBLIOGRAPHIE

- ANDREWS, M., et S. NICKELL (1986), « A Disaggregated Disequilibrium Model of the Labour Market », *Oxford Economic Paper*, 38 : 386-402.
- DAGENAIS, M. (1980), « Specification and Estimation of a Dynamic Disequilibrium Model », *Economic Letters*, 5 : 323-28.
- DICKEY, D.A., et W.A. FULLER (1981), « Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root », *Econometrica*, 49(4) : 1057-72.
- GAGEY, F., J.P. LAMBERT, et B. OTTENWALTER (1990), « Structural Mismatch, Constraints in Use of French Unemployment », In J.H. DREZE et C.R. BEAN éditeurs, *Europe's Unemployment Problem, Introduction and Synthesis*, MIT Press.
- GOURIÉROUX, C., J.J. LAFFONT, et A. MONFORT (1984), « Économétrie des modèles d'équilibre avec rationnement : une mise à jour », *Annales de l'INSEE*, 55/56 : 5-37.
- GOURIÉROUX, C., et G. LARQUE (1985), « The Aggregation of Commodities in Quantity Rationing Models », *International Economic Review*, 26(3) : 681-99.
- GOURIÉROUX, C., A. MONFORT, et A. TROGNON (1984), « Pseudo-Maximum Likelihood Methods : Theory », *Econometrica*, 52(3) : 681-700.
- JACQUINOT, P., et F. MIHOUBI (1992), « Natural Unemployment Rate and Wage Formation : A Disequilibrium Econometric Approach », Notes d'études et de recherche No 1992-4/A, Banque de France.
- JOHANSEN, S. (1991), « Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vector in Gaussian Vector Autoregressive Models », *Econometrica*, 59 : 1151-1581.
- KOOIMAN, P., et T. KLOEK (1979), « Aggregate of Micro-Markets in Disequilibrium : Theory and Application to the Dutch Labor Market 1948-1975 », Working Paper, Avril, Erasmus University.
- LAFFONT, J.J., et R. GARCIA (1977), « Disequilibrium Econometrics for Business Loans », *Econometrica*, 45 : 1187-1204.
- LAFFONT, J.J., et A. MONFORT (1979), « Disequilibrium Econometrics in Dynamic Model », *Journal of Econometrics*, 11 : 353-361.
- LAMBERT, J.P. (1984) *Disequilibrium Macro Models Based on Business Survey Data : Theory and Estimation for Belgian Manufacturing Sector*, Thèse de doctorat, Université Catholique de Louvain.
- LAMBERT, J.P. (1990), « The French Unemployment Problem », *European Economic Review*, 34 : 423-433.
- LAMBERT, J.P., et H.R. SNEESSENS (1985), « Analyse macroéconomique des déséquilibres sur le marché de l'emploi », Document de travail No IND/54, CRESGE, Lille.
- LARQUE, G., P. RALLE, S. SALANIÉ, et J. TOUJAS-BERNATE (1990), « Description d'une base de données trimestrielles longues (1946 : 1 à 1989 : 4) », Note INSEE, Novembre.

- LAROQUE, G., et B. SALANIÉ (1989), « Estimation of Multi-Market Fix-Price Models : An Application of Pseudo Maximum Likelihood Methods », *Econometrica*, 57(4) : 831-60.
- LAROQUE, G., et B. SALANIÉ (1990), « Estimating the Canonical Disequilibrium Model : Asymptotic Theory and Finite Sample Properties », Document de travail No 9005, INSEE.
- LAROQUE, G., et B. SALANIÉ (1993), « Simulated-Based Estimation of Model with Lagged Latent Variables », *Journal of Applied Econometrics*, Special Issue, 8 : 119-133.
- LAROQUE, G., et B. SALANIÉ (1994), « Macroeconometric Disequilibrium Models », In H. PESARAN et M. WICKENS, *Handbook of Applied Econometrics*.
- LAYARD, R., et S.J. NICKELL (1985), « The Causes of British Unemployment », *National Institute Economic Review*, 111.
- LEE, L.F. (1984), « The Likelihood Function and a Test for Serial Correlation in a Disequilibrium Market Model », *Economic Letters*, 14 : 195-200.
- NEWKEY, W., et K. WEST (1987), « A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix », *Econometrica*, 55(3) : 703-8.
- ORSI, R.(1982), « A Simultaneous Disequilibrium Model for Italian Export Goods », *Empirical Economic*, 7 : 139-54.
- QUANDT, R.E., et H. ROSEN (1986), « Unemployment, Disequilibrium and the Short Run Phillips Curve : An Econometric Approach », *Journal of Applied Econometrics*, 1 : 235-53.
- SALANIÉ, B. (1991), « Wage and Prices Adjustment in a Multimarket Disequilibrium Model », *Journal of Applied Econometrics*, 6 : 1-15.
- WHITE, H., et I. DOMOWITZ (1984), « Nonlinear Regression with Dependent Observations », *Econometrica*, 52 : 143-62.